



---

Year: 2010

---

## **Der Elternbildfragebogen für Kinder- und Jugendliche (EBF-KJ). Ergebnisse zur Reliabilität und Validität**

Titze, K ; Wiefel, A ; Assheuer, J ; Biermann, M ; Führer, D ; Riezler, B ; Lehmkuhl, U

**Abstract:** Der EBF-KJ ist ein klinisch ausgerichteter Fragebogen zur Erfassung der Repräsentation der Eltern-Kind-Beziehung aus der Sicht von Kindern und Jugendlichen. Er basiert auf der systemischen Familientheorie und der Familienstressstheorie. Der Fragebogen umfasst 36 Items pro Elternteil, die sich auf drei Ressourcenskalen (Kohäsion, Identifikation, Autonomie), fünf Risikoskalen (Konflikte, Ablehnung/Gleichgültigkeit, Bestrafung, emotionale Grenzüberschreitung, Ängste/Überprotektion) und die Zusatzskala Hilfe verteilen. Der vorliegende Beitrag begründet die inhaltliche Konstruktion und stellt wichtige psychometrische Eigenschaften des EBF-KJ vor. Insgesamt wurden 785 Schüler sowie 197 Patienten einer Kinder- und Jugendpsychiatrischen Klinik im Alter von 10 bis 20 Jahren (M: 14,1) untersucht. Konfirmatorische Faktorenanalysen bestätigten die faktorielle Validität. Die interne Konsistenz lag bei 12 Skalen über .80. Weiterhin belegten systematische Korrelationen zwischen dem EBF-KJ und dem FEE (Schumacher, Eisemann Brähler, 2000) die konvergente und diskriminante Validität beider Verfahren. Alle Skalen des EBF-KJ wiesen signifikante Zusammenhänge mit psychopathologischen Symptomen in Eltern- und Jugendfragebögen auf. **ABSTRACT:** Conceptually, the PRSQ is based on systemic family theory and family stress theory. The questionnaire consists of 36 items representing three resource-scales ("cohesion", "identification", "autonomy"), five risk-scales ("conflicts", "rejection/neglect", "punishment", "emotional burden", "fears/overprotection") and one additional scale "aid". The study establishes the theoretical framework and presents main psychometric properties. A school-based sample of 785 participants and a clinic-referred sample of 197 outpatients aged 10 to 20 years (mean: 14.1) were surveyed. Construct validity was shown by confirmatory factor analyses. The internal consistencies of 12 of the 16 PRSQ scales were above .80. Systematic correlations between the German EMBU (FEE, Schumacher et al., 2000) and the PRSQ scales pointed to convergent and discriminant validity. Moreover, all PRSQ scales turned out to be significantly correlated with psychopathological symptoms as measured by questionnaires.

DOI: <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000002>

Posted at the Zurich Open Repository and Archive, University of Zurich

ZORA URL: <https://doi.org/10.5167/uzh-46489>

Journal Article

Originally published at:

Titze, K; Wiefel, A; Assheuer, J; Biermann, M; Führer, D; Riezler, B; Lehmkuhl, U (2010). Der Elternbildfragebogen für Kinder- und Jugendliche (EBF-KJ). Ergebnisse zur Reliabilität und Validität. *Diagnostica*, 56(2):68-81.

DOI: <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000002>

# Der Elternbildfragebogen für Kinder- und Jugendliche (EBF-KJ)

## Ergebnisse zur Reliabilität und Validität

Karl Titze, Andreas Wiefel, Judith Assheuer, Mandy Biermann,  
Daniel Führer, Bernadette Riezler und Ulrike Lehmkuhl

**Zusammenfassung.** Der EBF-KJ ist ein klinisch ausgerichteter Fragebogen zur Erfassung der Repräsentation der Eltern-Kind-Beziehung aus der Sicht von Kindern und Jugendlichen. Er basiert auf der systemischen Familientheorie und der Familiennstresstheorie. Der Fragebogen umfasst 36 Items pro Elternteil, die sich auf drei Ressourcenskalen (Kohäsion, Identifikation, Autonomie), fünf Risikoskalen (Konflikte, Ablehnung/Gleichgültigkeit, Bestrafung, emotionale Grenzüberschreitung, Ängste/Überprotektion) und die Zusatzskala Hilfe verteilen. Der vorliegende Beitrag begründet die inhaltliche Konstruktion und stellt wichtige psychometrische Eigenschaften des EBF-KJ vor. Insgesamt wurden 785 Schüler sowie 197 Patienten einer Kinder- und Jugendpsychiatrischen Klinik im Alter von 10 bis 20 Jahren ( $M: 14,1$ ) untersucht. Konfirmatorische Faktorenanalysen bestätigten die faktorielle Validität. Die interne Konsistenz lag bei 12 Skalen über .80. Weiterhin belegten systematische Korrelationen zwischen dem EBF-KJ und dem FEE (Schumacher, Eisemann & Brähler, 2000) die konvergente und diskriminante Validität beider Verfahren. Alle Skalen des EBF-KJ wiesen signifikante Zusammenhänge mit psychopathologischen Symptomen in Eltern- und Jugendfragebögen auf.

Schlüsselwörter: Familiendiagnostik, Eltern-Kind-Beziehung, Fragebogen, Familientheorie, Psychopathologie

The PRSQ is a clinically oriented questionnaire for the assessment of the parental representation of children and adolescents.

**Abstract.** Conceptually, the PRSQ is based on systemic family theory and family stress theory. The questionnaire consists of 36 items representing three resource-scales (“cohesion”, “identification”, “autonomy”), five risk-scales (“conflicts”, “rejection/neglect”, “punishment”, “emotional burden”, “fears/overprotection”) and one additional scale “aid”. The study establishes the theoretical framework and presents main psychometric properties. A school-based sample of 785 participants and a clinic-referred sample of 197 outpatients aged 10 to 20 years (mean: 14.1) were surveyed. Construct validity was shown by confirmatory factor analyses. The internal consistencies of 12 of the 16 PRSQ scales were above .80. Systematic correlations between the German EMBU (FEE, Schumacher et al., 2000) and the PRSQ scales pointed to convergent and discriminant validity. Moreover, all PRSQ scales turned out to be significantly correlated with psychopathological symptoms as measured by questionnaires.

Key words: Family assessment, parent-child-relationship, questionnaire, family theory, psychopathology

Der Elternbild-Fragebogen für Kinder und Jugendliche (EBF-KJ) erfasst subjektive Belastungen und Ressourcen der Eltern-Kind-Beziehung aus der Sicht von Kindern und Jugendlichen. Der Fragebogen wurde für den wissenschaftlichen und klinischen Einsatz entwickelt (Titze, Koch, Lehmkuhl & Rauh, 2001; Titze, Wollenweber, Nell & Lehmkuhl, 2005). Ziel war es, ein differenziertes und zugleich ökonomisches Instrument auf der Basis von bewährten und neuen, klinisch relevanten Beziehungsdimensionen zu konstruieren. Nun liegt eine Revision des EBF-KJ vor (Titze & Lehmkuhl, 2010), dessen Testgüte und Validität Gegenstand dieser Arbeit sind.

Die Konstruktion des EBF-KJ basiert auf drei theoretischen Konzepten, nämlich der Annahme (1) einer internen Repräsentation der Elternbeziehung, (2) eines kumulativen Belastungsmodells der Elternbeziehung sowie (3) einer systemtheoretisch und empirisch begründeten Zusammenstellung der inhaltlichen Bereiche.

(1) *Repräsentation der Elternbeziehung.* Kinder und Jugendliche entwickeln auf der Basis der kontinuierlichen Erfahrung mit dem elterlichen Erziehungsverhalten und der subjektiv empfundenen emotionalen Beziehungsqualität zu den Eltern eine für jedes Elternteil spezifische interne Repräsentation der Elternbeziehung (Elternrepräsentation). Diese Elternrepräsentation wird im EBF-KJ als eine eher generalisierte und zeitliche stabile Gedächtnisstruktur mit spezifischen Inhalten und emotionalen Valenzen konzeptualisiert (vgl. Bretherton, 1999). Sie beeinflusst in Abhängigkeit von ihren Inhalten und ihrer emotionalen Valenz die Integration psychischer Erfahrungen sowie die Steuerung von Handlungsabläufen. Folglich scheint die subjektive Bewertung der Elternbeziehung für die Vorhersage psychosozialer Entwicklungsparameter im Allgemeinen gegenüber anderen Quellen im Vorteil (Rohner, 2004; Sturzbecher & Freytag, 1999).

(2) *Kumulatives Belastungsmodell.* Viele Studien belegen die prädiktive Bedeutung eines kumulativen Risiko- bzw. Stressmodells (z. B. Mathijssen, Koot, Verhulst, De Bruyn & Oud, 1998; im Überblick: Schneewind, 1999). Demnach führt seltener ein spezifisches Einzelrisiko, sondern die Kumulation von verschiedenen subjektiv empfundenen Belastungen bzw. Stressoren in der Eltern-Kind Beziehung zu einem ansteigenden Risiko für psychische und soziale Maladaptation.

(3) *Systemtheoretisch und empirisch begründete Inhalte.* Als die zentralen Dimensionen der Eltern-Kind Beziehung gelten theorieübergreifend familiärer Zusammenhalt (vs. Ablehnung) sowie elterliche Kontrolle (vs. Autonomie gewährendes Verhalten) (z. B. Ainsworth, 1993; Baumrind, 1991; Moos & Moos, 1981; Rohner, 2004). Viele international verbreitete Fragebögen (Livianos-Aldana & Rojo-Moreno, 2003) haben diese Dimensionen konzeptualisiert (z. B. Moos & Moos, 1981; Parker, Tulpin & Brown, 1979; Perris, Jacobsson, Lindström, von Knorring & Perris, 1980). Methodenvergleichende Untersuchungen zeigen jedoch, dass allgemeine Konstrukte zur Kohäsion und Kontrolle methodische und theoretische Probleme aufwerfen (Livianos-Aldana & Rojo-Moreno, 2003; Perosa & Perosa, 1990). Beispielsweise bestehen Zweifel daran, (1) ob diese Dimensionen bipolar operationalisiert werden können (Gehring, 1998; Livianos-Aldana & Rojo-Moreno, 2003; Olson, 1989; Rohner, 2004; Schumacher, Eisemann & Brähler, 2000), (2) ob gleich lautende Skalen auch inhaltlich übereinstimmen (Perosa & Perosa, 1990) und (3) ob derart breit angelegte Konstrukte ausreichend differenzieren (Krohne & Pulsack, 1990; Parker et al., 1979; Perosa & Perosa, 1990). So erfasst etwa die deutschsprachige Version des international sehr verbreiteten EMBU<sup>1</sup>-Fragebogens (Arrindell, Perris, Eisemann, van der Ende, Gazner et al., 1994), der Fragebogen zum erinnerten elterlichen Erziehungsverhalten (FEE, Schumacher et al., 2000) die drei faktorenanalytisch weitgehend belegten Dimensionen „Emotionale Wärme“, „Ablehnung und Strafe“ sowie „Kontrolle und Überbehütung“. Diese Skalen umfassen ein jeweils inhaltlich breit angelegtes und zum Teil auch heterogenes Spektrum, welche für klinische Fragestellungen zu allgemein angelegt erscheint. Eine inhaltliche Differenzierung der Konstrukte birgt jedoch häufig den Nachteil, dass mit Zunahme der Skalen auch der Umfang des Fragebogens wächst und die Praktikabilität beeinträchtigt.

Der EBF-KJ wurde daher mit dem Ziel entworfen, ein inhaltlich differenziertes und zugleich ökonomisches Screening von theorieübergreifend begründeten und empirisch belegten Belastungen in der Eltern-Kind Beziehung zu ermöglichen. Zuvor hatte eine Analyse verschiedener kindorientierter Verfahren anhand theoretischer und klinischer Kriterien den Bedarf an einem solchen Verfah-

ren belegt (Titze et al., 2005)<sup>2</sup>. In der Weiterentwicklung von zwei Vorversionen (Titze, 2004; Titze et al., 2001; Titze et al., 2005) entstand die aktuelle dritte Version mit neun Skalen und 36 Items, die jeweils für Mutter und Vater erhoben werden. Sie sind entsprechend ihrer inhaltlichen Polung in drei Ressourcenskalen (Kohäsion, Identifikation, Autonomie), fünf Belastungsskalen (Konflikte, Bestrafung, Ablehnung/Gleichgültigkeit, Emotionale Vereinnahmung, Ängste/Überprotektion) sowie eine Zusatzskala „Hilfe“ gegliedert. In Bezug auf ein kumulatives Belastungsmodell soll ein Gesamtindex angeben, wie belastend die Elternrepräsentation insgesamt ist. Die Skalen des EBF-KJ werden im Folgenden inhaltlich kurz beschrieben und ihre theoretische Begründung wird skizziert.

*Kohäsion.* Die Skala erfasst emotionale Wärme, Intimität, gegenseitige Unterstützung, Fürsorge und Verlässlichkeit. Kohäsion gilt theorieübergreifend als wichtigstes Kernkonstrukt familiärer Beziehungen (z. B. Rohner, 2004).

*Autonomie.* Entwicklungsangemessene Entscheidungsspielräume und gegenseitige Einflussmöglichkeit zwischen Eltern und Jugendlichen sind wesentlich für eine funktionale Kontrolle durch die Eltern (vgl. psychological autonomy granting, Gray & Steinberg, 1999).

*Konflikte.* Auseinandersetzungen, Streit und Nörgeleien gehören während der Pubertät zum normalen Aushandlungsprozess zwischen Eltern und dem Jugendlichen (z. B. Seiffge-Krenke, 1997). Chronische oder sehr häufige Konflikte jedoch resultieren zumeist aus grundlegenden Beziehungsproblemen und fehlenden Bewältigungsstrategien im familiären Miteinander und erzeugen familiären Distress (Steinberg & Morris, 2001).

*Strafen.* Die negativen Folgen von körperlicher oder unangemessen harter Bestrafung für die kindliche Entwicklung sind gut belegt (im Überblick: Gershoff, 2002). Die besondere klinische Bedeutung ergibt sich aber auch aus dem seit Ende 2000 geänderten § 1631 des BGB, der physische aber auch psychische Gewalt durch die Eltern verbietet.

*Ablehnung und Gleichgültigkeit.* Das Gefühl des Kindes, von einem Elternteil offen oder verdeckt abgelehnt oder abgewertet zu werden, oder ihm gleichgültig zu sein. Ablehnung durch die Eltern hat einen sehr hohen klinischen Stellenwert (Rohner, 2004).

*Überprotektion.* Übermäßige und unangemessene Ängste oder Sorgen der Eltern sowie überprotektives Verhalten werden als klinisch bedeutsame Form von dysfunktionaler psychologischer Kontrolle in Zusammenhang mit einer eingeschränkten Persönlichkeits- und Autonomie-

<sup>1</sup> „Egna Minnen Beträffande Uppfostran“, schwedisch: „Meine Erinnerung an die Erziehung“.

<sup>2</sup> Die untersuchten Verfahren und Konstruktionskriterien sind vollständig in Titze et al. (2005) aufgeführt. Hier seien exemplarisch das Parental Bonding Instrument (Parker et al., 1979); der Fragebogen zum erinnerten elterlichen Erziehungsverhalten (Schumacher et al., 2000) und der Züricher Kurzfragebogen zum Erziehungsverhalten (Reitzle, Winkler Metzke & Steinhausen, 2001) genannt.

entwicklung der Kinder gebracht (Ainsworth, 1993; Baumrind, 1991; Parker et al., 1979; Schumacher et al., 2000).

Diese o. g. Skalen beschreiben Beziehungsaspekte, für die es einen breiten Konsens hinsichtlich ihrer familienpsychologischen und klinischen Bedeutung gibt. Für die folgenden Bereiche ist die empirische Evidenz geringer. Sie wurden aufgrund sorgfältiger theoretischer Abwägungen und klinischer Erfahrungen für Forschungsfragestellungen und die klinische Praxis entwickelt und stellen somit teilweise diagnostische Innovationen dar.

*Identifikation mit den Eltern.* Erfragt werden die gegenwärtige und projektive Identifikation sowie die Akzeptanz der Eltern als Vorbild. In fast allen Therapierichtungen spielen Identifikationsprozesse mit den Eltern, z. B. aufgrund der Modellfunktion der Eltern (Verhaltenstherapie), der geschlechtsbezogenen Identifikation (Psychoanalyse) oder ihrer transgenerationalen Bedeutung (systemische Familientherapie) eine zentrale Rolle. Identifikation wurde als Selbstbeurteilung unseres Wissens bisher nicht diagnostisch konzeptualisiert. Ausnahme ist der Familien-Identifikations-Test (Remschmidt & Matthejat, 1999), der jedoch methodisch und theoretisch abweichend Identifikation als korrelative Übereinstimmung zwischen Selbst- und Fremdkonzept erfasst.

*Emotionale Vereinnahmung.* Unter emotionaler Vereinnahmung wird verstanden, wenn Eltern ihre Kinder mit eigenen Ängsten, Sorgen und persönlichen Problemen belasten. Kinder übernehmen dann u. U. die Verantwortung für das emotionale Wohlbefinden der Eltern und können durch diese Rollenumkehrung psychisch überfordert werden (Parentifizierung, Boszormenyi-Nagy, 1965; Graf & Frank, 2001). Obwohl im klinischen Kontext emotionale Grenzüberschreitungen, bzw. Parentifizierung, ein relevantes und häufig beobachtetes Phänomen ist (z. B. Boszormenyi-Nagy, 1965; Minuchin, 1977), fanden wir kein Instrument, das diesen Aspekt aus der Perspektive des Kindes erfasst. Forschungsergebnisse mit einer früheren Version des EBF-KJ belegten, dass die Kinder in Familien mit einer an Epilepsie erkrankten Mutter signifikant häufiger durch emotionale Vereinnahmung durch beide Elternteile belastet waren (Titze et al., 2001).

*Hilfe für die Eltern.* Unter Hilfe für die Eltern wird das subjektiv empfundene Ausmaß an Hilfe und lebenspraktischer Unterstützung verstanden, das die Eltern von dem Jugendlichen einfordern bzw. von ihm benötigen. Eine Studie zu Kindern von Müttern mit Epilepsie belegte, dass diese Kinder mehr Verantwortung für die Versorgung des kranken Elternteils übernehmen mussten als Kontrollkinder (Titze et al., 2001). Es sind auch positive Auswirkungen dieser Unterstützung denkbar, etwa durch das Gefühl, etwas Wertvolles geleistet zu haben. Aufgrund der zunächst unklaren klinischen Wirkrichtung wurde die Skala nicht als Risikoskala eingeordnet, sondern als Zusatzskala verwendet.

*Gesamtbelastung der Elternbeziehung.* Ein Gesamtbelastungsindex soll angeben, inwiefern die Beziehung zu beiden Eltern durch verschiedene negative Beziehungs-

aspekte belastet ist. Ausgehend von einem kumulativen Belastungsmodell wird angenommen, dass die Wahrscheinlichkeit für psychosoziale Maladaptation mit der Häufigkeit und Schwere negativer Beziehungsbereiche ansteigt (z. B. Rutter & Quinton, 1977).

## Beziehung zwischen den Inhaltsbereichen des EBF-KJ

Die EBF-KJ Skalen sollten einerseits inhaltlich und statistisch ausreichende Eigenständigkeit aufweisen. Andererseits sollten aufgrund der theoretischen Bezüge zwischen den Skalen des EBF-KJ systematische inhaltliche Beziehungen bestehen, deren Überprüfung Hinweise auf die Konstruktvalidität liefern. Als komplexeres Beispiel sei hier „Überprotektion“ und „emotionale Vereinnahmung durch die Eltern“ heraus gegriffen. Beide Beziehungsaspekte können einem eher zentripetalen, kohäsiv-verstrickten Familienstil zugeordnet werden, bei dem die bindenden Kräfte der Familie überwiegen (Beavers & Hampson, 2000; Minuchin, 1977; Olson, 1989). Emotionale Vereinnahmung und Überprotektion sollten im Unterschied zur funktionalen Kohäsion eher ungünstig für die psychische Entwicklung des Kindes sein. Folglich sollten beide erstgenannten Skalen sowohl positive Zusammenhänge zur psychischen Belastetheit als auch zur Kohäsion aufweisen, obwohl für Kohäsion eindeutig negative Zusammenhänge zur psychischen Belastetheit vorhergesagt werden. Weiterhin wäre es ein Beleg für die Konstruktvalidität, wenn ausgeprägt ängstlich/überprotektives Erziehungsverhalten der Eltern mit dem Gefühl von eingeschränkter Autonomie einhergeht.

## Fragestellung

Mit der vorliegenden Studie sollen folgende Hypothesen (H) überprüft werden:

*H1 Faktorielle Struktur.* Die postulierten neun Inhaltsbereiche des EBF-KJ können durch konfirmatorische Faktorenanalysen (H1.a) bestätigt werden. Weniger differenzierte Modelle, die sich an der Faktorenstruktur des FEE orientieren, erreichen keinen besseren Modellfit (H1.b).

*H2 Item- und Skalenkennwerte.* Klassische Testgütekriterien zur Trennschärfe der Items, zur internen Konsistenz und zur zeitlichen Stabilität der EBF-KJ Skalen werden in Hinblick auf gängige Kriterien geprüft (H2.a). Für den zusammenfassenden Gesamtindex des EBF-KJ, der sich aus weitgehend unkorrelierten Risikoindikatoren zusammensetzt, werden niedrige interne Konsistenzen erwartet (Streiner, 2003), aber Retest-Reliabilitäten von  $>.70$  gefordert (H2.b).

*H3 Interkorrelation der EBF-KJ Konstrukte.* Die Skalen Konflikte, Bestrafung und Ablehnung korrelieren negativ mit den Ressourcenskalen (H3.a). Die Risikoskalen Vereinnahmung und Überprotektion korrelieren hinge-



gen positiv mit Kohäsion (H3.b). Überprotektion korreliert zudem negativ mit Autonomie (H3.c). Trotz der postulierten inhaltlichen Beziehungen sollen die Skaleninterkorrelationen dem Betrag nach unter  $\pm .70$  betragen (H3.d).

**H4 Konvergente und divergente Zusammenhänge zwischen EBF-KJ und FEE.** Inhaltlich korrespondierende Skalen von EBF-KJ und FEE zeigen engere Zusammenhänge als die nicht übereinstimmenden Skalen beider Verfahren (H4).

**H5 Psychische Belastetheit.** Alle Ressourcenskalen weisen negative und alle Risikoskalen positive Korrelationen zu Indikatoren psychischer Belastetheit auf (H5.a). Entsprechend unterscheiden sich die EBF-KJ Skalenmittelwerte zwischen Jugendlichen mit und ohne psychische Belastetheit im Sinne einer ungünstigeren Elternrepräsentation und zwar unabhängig davon, ob sie als Patienten oder Schüler befragt werden (H5.b). Besonders die Skalen Vereinnahmung und Überprotektion müssen sich hier als Risikoindikatoren bewähren, da konzeptuell positive Korrelationen mit Kohäsion postuliert wurden (H5.c; s. H3.a). Der EBF-KJ Gesamtindex weist engere Zusammenhänge mit psychischer Belastetheit auf, als jede Einzelskala (H5.d).

**K Kontrollvariablen Geschlecht, Schultyp, Alter und Antworttendenzen im Sinne der sozialen Erwünschtheit.** In der Literatur werden das Geschlecht der Kinder (K1) und der Eltern (K2), der besuchte Schultyp (K3) und das Alter (K4) als weitere Variablen diskutiert, die die Berichte von Jugendlichen über ihre Elternbeziehung beeinflussen können (K1-3, z. B. Fend, 2001; Reitzle et al., 2001; Schumacher et al., 2000; Seiffge-Krenke, 1997; Steinberg & Morris, 2001; Titze et al., 2005). Zudem könnten die teils sehr persönlichen und intimen Fragen zur Elternbeziehung im EBF-KJ verzerrte Antworten im Sinne der sozialen

Erwünschtheit provozieren (K5). Vor einer Überprüfung der oben genannten Hypothesen zur Konstruktvalidität (H3-5), aber auch für die klinische Anwendung ist es wichtig, diese Einflüsse zu überprüfen und gegebenenfalls zu kontrollieren, bzw. sie durch eine entsprechende Normierung auszugleichen.

## Methode

### Probanden und Durchführung

Für die Schulstichprobe wurden 647 Schüler aus acht Berliner Schulen sowie 138 Schüler aus vier Wiener Schulen mit dem EBF-KJ befragt. Zudem wurden konsekutiv 195 Patienten der Klinik für Psychiatrie, Psychosomatik und Psychotherapie des Kindes- und Jugendalters der Charité Universitätsmedizin Berlin im Rahmen der Eingangsdiagnostik und hiervon 47 ambulante Patienten ein zweites Mal während der regulären psychologischen Testung mit dem EBF-KJ untersucht. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Untersuchungsgruppen. Zuvor war die Studie von der Ethikkommission der Charité-Universitätsmedizin Berlin bewilligt worden. Die Schulstudie Berlin wurde zudem durch das Grundsatzreferat zur Genehmigung wissenschaftlicher Studien der Berliner Senatsverwaltung für Bildung, Jugend und Sport befürwortet; für die Schulstudie Wien lagen Bewilligungen der zuständigen österreichischen Schulaufsicht vor. Die Studienteilnahme der Schulen und Probanden war freiwillig, und es lagen schriftliche Einverständniserklärungen im Sinne der informierten Zustimmung von allen Eltern und Jugendlichen vor. Den Schülern wurde eine standardisierte mündliche Instruktion zur Durchführung der Untersuchung gegeben. Für die Bearbeitung der Fragebögen lagen einheitliche schriftliche Instruktionen vor.

Tabelle 1. Stichprobengrößen (n), Alters- (M, Range) und Geschlechtsverteilung (n, Prozentsatz = %)

	Schüler Berlin	Schüler Wien	Schüler Gesamt	Patienten Berlin	Patienten Berlin Retest
N	647	138	785	195	47
Alter	14.9 (10–20)	11.2 (10–13)	14.2 (10–20)	14.0 (10–18)	13.7 (11–17)
Mädchen	367 (56.7 %)	72 (52.2 %)	439 (55.9 %)	93 (47.2 %)	16 (34.0 %)
Jungen	280 (43.3 %)	66 (47.8 %)	346 (44.1 %)	104 (52.8 %)	31 (66.0 %)
EBF-KJ Mutter	646 (99.8 %)	138 (100 %)	784 (99.9 %)	191 (97.9 %)	47 (100 %)
– davon leibl.	627 (97.1 %)	137 (99.3 %)	764 (97.4 %)	178 (93.2 %)	42 (89.4 %)
EBF-KJ Vater	610 (94.3 %)	131 (94.9 %)	741 (94.4 %)	167 (85.6 %)	41 (87.2 %)
– davon leibl.	530 (86.9 %)	117 (89.3 %)	647 (87.3 %)	136 (81.4 %)	36 (87.8 %)
FEE <sup>1</sup>	239 (36.9 %)		239 (24.3 %)		
YSR/CBCL <sup>1</sup>	397 (61.4 %)		397 (50.6 %)	154 (78.2 %)	
AFS-SE	608 (94.0 %)		608 (77.5 %)		

Anmerkungen: <sup>1</sup> FEE und CBCL wurden aus forschungsökonomischen Gründen in zwei zufällig ausgewählten Teilstichproben vorgelegt, die sich hinsichtlich der Alters- und Geschlechtsverteilung nicht unterschieden ( $p < .50$ ).

**Schulerhebung Berlin.** Die Erhebung der Daten erfolgte zwischen November 2003 und November 2004. Die teilnehmenden Schulen kamen aus sieben unterschiedlichen Berliner Bezirken und umfassten verschiedene nicht repräsentativ verteilte Klassenstufen und Schultypen (Tabelle 2). Von den 1828 an die Eltern ausgeteilten Fragebögen kamen 647 auswertbare Bögen mit Einverständnis zur Befragung der Kinder zurück (Rücklauf = 36,7 %). Die niedrige Rücklaufquote ist vermutlich u. a. auf den hohen Anteil von Schülern nicht deutscher Herkunft von bis zu 40 % an den untersuchten Schulen zurückzuführen. Die Quote der im Ausland geborenen Eltern bei den teilnehmenden Kindern lag mit insgesamt 12 % knapp doppelt so hoch wie der Anteil in der deutschen Gesamtbevölkerung (6,4 % im Jahr 2004, Statistisches Bundesamt). 38 % Prozent der Mütter und 37 % der Väter waren in der DDR aufgewachsen. 36 % der Mütter und 42 % der Väter hatten Abitur, Fach- oder Hochschulabschlüsse; 17 % bzw. 23 % hatten einen Hauptschul- oder einen niedrigeren Abschluss.

**Schulerhebung Wien.** Zur Ergänzung der regional begrenzten Berliner Stichprobe wurden Anfang 2006 im Rahmen einer weiteren Normierungsstudie 138 deutschsprachige Schüler im Alter zwischen 10 und 12 Jahren an Wiener Schulen (Österreich) mit dem EBF-KJ befragt. Auf Wunsch der Schulleitung und der Elternvertreter wurden keine soziografischen Daten sowie Angaben über den Rücklauf erhoben, um mögliche Bedenken der Schüler und Eltern gegenüber der Anonymität sicher auszuschließen.

**Klinikerhebung.** Zwischen Februar und Dezember 2004 füllten 151 ambulante, 14 teilstationäre und 30 stationäre Patienten der o. g. Klinik den EBF-KJ zu Beginn der diagnostischen Untersuchung aus. Ausschlusskriterien waren geistige Behinderung oder andere psychische/organische Erkrankungen, die einer verlässlichen Bearbei-

tung entgegenstanden (Tabelle 1). Die häufigsten Diagnosen (ICD-10, klinische Einschätzung) waren depressive Störungen (F32, F34, 18 %) und Störungen des hyperkinetischen Formenkreises (F90, 15 %). Keine Diagnosen auf der ersten Achse erhielten 8 % der teilnehmenden Kinder und Jugendlichen. 49 Patienten wurden ein zweites Mal nach im Mittel 7.1 Wochen (SD 5.9 Wochen) während der regulären testpsychologischen Untersuchung befragt.

## Instrumente

**Repräsentation der Elternbeziehung.** Der Elternbildfragebogen für Kinder und Jugendliche (EBF-KJ) erfasst die Repräsentation der Elternbeziehung von Kindern und Jugendlichen im Alter von 10 bis 20 Jahren (im Folgenden: Jugendliche). **Instruktion:** Der EBF-KJ beinhaltet eine standardisierte schriftliche Instruktion. Der Jugendliche gibt zunächst an, wer aus seiner Sicht in den letzten fünf Jahren am ehesten Mutter bzw. Vater für ihn gewesen ist (leibliche Mutter/Vater, Stiefmutter/-vater etc.). Anschließend wird er gebeten, sich bei der Beantwortung der Fragen auf diese Elternteile zu beziehen.

**Befragung:** Die Beantwortung der ersten 34 Items für jeden Elternteil erfolgt anhand einer fünfstufigen Häufigkeitsskala bzw. einer fünfstufigen Zustimmungsskala bei den letzten zwei Items (Skala Identifikation). Entsprechend ihrer Polung und postulierten Wirkrichtung werden die Skalen als Ressourcen- (positiv gepolt) oder Risikoskalen (negativ gepolt) bezeichnet. Die Skalenrohre wurden auf Basis der Schülerstichprobe in geschlechtsspezifische und normalverteilte T-Werte nach McCall (1939) transformiert (s. Ergebnisse, K1-5). Die Items des EBF-KJ sind folgenden neun Skalen zugeordnet, die jeweils für Mutter und Vater getrennt erfasst werden (Skalenkurztitel *kursiv*).

**Tabelle 2.** Zusammensetzung der Schülergruppe (n) nach Schultyp, Klassenstufe und Migrationshintergrund in der Berliner/Wiener Stichprobe

	OS/VS	RS/KMS	GesS	Gym	Gesamt	Prozent
5./6. Klasse	19/7	–/19		54/68	167	21 %
7./8. Klasse		127/6	36	–/38	207	26 %
9./10. Klasse		164/–	41		205	26 %
11./12. Klasse			92	63/–	155	20 %
13. Klasse			50		50	6 %
Gesamt	26	316	219	223	784	
Prozent	3 %	40 %	28 %	28 %		
Deutschland <sup>1</sup>	2 %	28 %	19 %	50 %		
M/V migriert	3/3	49/41	19/26	6/6	77/76	12 %/12 %

**Anmerkungen:** OS: Schulartunabhängige Orientierungsstufe (Berlin); VS: Volksschule (Wien); RS: Realschule (Berlin); KMS: Kaufmännische mittlere Schulen (Wien); GesS: Gesamtschule (Berlin); Gym: Gymnasium (Berlin/Wien); M/V migriert = Mutter/Vater im Ausland geboren (nur Berlin); 1) Relative Verteilung von Schülern der Klassenstufen 5 bis 13 in Deutschland im Jahr 2004, ohne Hauptschulen (16 %, Statistisches Bundesamt). Die Verteilung der Berliner Schüler über die Schultypen weicht signifikant von der entsprechenden Schülerverteilung in Deutschland ab ( $\chi^2 = 19.3$ ;  $df = 3$ ,  $p < .000$ ).

*Drei Ressourcenskalen.* 1. Elternbezogene *Kohäsion*, Bindung und Unterstützung durch die Eltern (Item 5, 10, 19, 27, 34), Beispielitem: „Ich habe mich von ... sehr geliebt gefühlt.“ 2. *Identifikation* mit den Eltern (Item 4, 31, 35, 36): „Ich will genauso werden wie meine Mutter/mein Vater (...).“; 3. *Autonomie* und Entscheidungsfreiheit durch die Eltern (Item 1, 11, 20, 28): „Bei ... durfte ich selbst bestimmen.“

*Fünf Risikoskalen.* 4. *Konflikte* zwischen Eltern und Kind (Item 6, 15, 24, 32): „... hat mit mir gestritten.“; 5. *Bestrafung* durch körperliche/harte Strafen (Item 9, 18, 26): „... hat mich geschlagen.“; 6. *Ablehnung* und Gleichgültigkeit durch die Eltern (Item 8, 14, 17, 23): „... hat mich abgelehnt.“/„Ich bin ... egal gewesen.“; 7. *Emotionale Vereinnahmung* durch die Eltern (Item 7, 16, 25, 33): „Ich musste ... trösten.“; 8. *Elterliche Angst und Überprotektion* (Item 3, 13, 22, 30): „... hatte viel Angst um mich.“

*Eine Zusatzskala.* 9. *Hilfe* für die Eltern durch die Kinder (Item 2, 12, 21, 29): „Ich habe ... Arbeiten abnehmen müssen.“

*EBF-KJ-Gesamtindex.* Anhand der geschlechtsspezifischen T-Werte wurden Risikosummenwerte für die Gesamtrepräsentation gebildet (Differenz aus der Summe der Risikoskalen und der Summe der Ressourcenskalen).

*Fragebogen zum erinnerten elterlichen Erziehungsverhalten (FEE).* Es handelt sich hierbei um die von Schumacher, Eisemann und Brähler (2000) für den deutschen Sprachraum adaptierte Version des schwedischen EMBU zur retrospektiven Erfassung des wahrgenommenen elterlichen Erziehungsverhaltens (Perris et al., 1980). Ursprünglich wurde das Verfahren für den klinischen Einsatz konstruiert und in einer Reihe interkultureller Vergleichsstudien (Arrindell et al., 1994) weiterentwickelt und validiert. Je acht Items bilden im FEE die folgenden drei faktorenanalytisch gebildeten Skalen: (1) Ablehnung und Strafe, (2) Emotionale Wärme sowie (3) Kontrolle und Überbehütung. Die internen Konsistenzen (Cronbachs Alpha) der Skalen liegen zwischen .72 und .88. Der Fragebogen ist für Erwachsene ab 18 Jahren normiert. Eigene Vorstudien zeigten jedoch, dass die Items auch für Jugendliche verständlich sind, so dass alle 24 Items des FEE in gleichlautender Formulierung verwendet wurden und lediglich die Anrede von „Sie“ auf „Du“ verändert wurde. In unserer Stichprobe waren die internen Konsistenzen (Cronbachs Alpha) mit Werten von .67 bis .87 nur etwas niedriger als die für die Erwachsenen. Für die Analysen gingen die Mittelwerte der korrespondierenden Vater- und Mutterskalenrohre ein.

*Psychische Auffälligkeiten der Jugendlichen.* Es wurden die deutschsprachigen Versionen des Youth Self Report (YSR, Döpfner, Plück & Berner, 1994) und der Child Behavior Checklist CBCL 4-18 (CBCL; Döpfner, Melchers, Fegert, Lehmkuhl, Lehmkuhl et al., 1994) verwendet. Für die Analysen wurden die T-Werte der Skalen zweiter Ordnung Internalisierende Störungen, Externalisierende Störungen sowie der Gesamt-T-Score verwendet. Um Redundanzen und subjektive Beurteilungsverzerrungen zu

reduzieren, wurden die jeweils korrespondierenden Skalen zweiter Ordnung von CBCL und YSR durch Mittelwertbildung zusammengefasst.

*Soziale Erwünschtheit.* Die Tendenz, sich angepasst und im Sinne der sozialen Erwünschtheit darzustellen wurde durch die zehn Items der Skala Soziale Erwünschtheit des Angstfragebogens für Schüler erfasst (Wieczkowski, Nickel, Janowski, Fittkau & Rauer, 1981). Es wurden die T-Normwerte des Verfahrens verwendet.

*Allgemeine Angaben zur Familie.* Von den Eltern wurden allgemeine Angaben zur Familie, wie Familienstand, Geschwisterfolge, Migrationshintergrund, Religionszugehörigkeit, Schulbildung und Berufsstatus der Eltern erfragt.

## Statistische Datenanalyse

Für die Analysen wurden pro Fragebogen (EBF-KJ: pro Vater- oder Mutterteil) max. 10 % Missings und maximal ein fehlender Wert pro Skala zugelassen. Zur Berechnung der Trennschärfe wurde die part-whole korrigierte Korrelation zwischen den Items und der jeweiligen Skala verwendet und nach Bortz und Döring (1995) bewertet. Die Itemschwierigkeit wurde durch den Mittelwert angegeben.

Die faktorielle Validität des EBF-KJ wurde mittels konfirmatorischer Faktorenanalysen (CFA, Kovarianzmatrizen, LISREL 8.71) für Vater- und Mutterskalen getrennt untersucht. Zwischen den Faktoren der CFA wurden Korrelationen zugelassen, da auch theoretisch Zusammenhänge zwischen den verschiedenen Bereichen des EBF-KJ angenommen wurden. Die Normalverteilung der Items war überwiegend nicht gegeben (Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstest). Daher wurde für die CFA die Maximum Likelihood Schätzung (ML) verwendet, die als robust gegenüber der Verletzung der Normalverteilungsannahme gilt (McDonald & Ho, 2002, in: Bühner, 2006). Die Fehlerterme der Ausgangslösungen blieben unkorreliert. Neben dem absoluten Fit des 9-Faktoren-Modells wurden Vergleiche gegenüber einem 7-Faktoren-Modell berechnet, das sich an der Faktorenlösung des FEE orientiert.

Die Güte der Modellanpassung wurde anhand von Fit-Indizes beurteilt, die einerseits möglichst unabhängig von der Stichprobengröße und andererseits robust gegenüber schiefwinkligen Verteilungen reagieren (Bühner, 2006; Kelloway, 1998): Absolute Fit-Indizes: Standardized Root Mean Square Residual (SRMR, guter Fit:  $\leq .11$ ). Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA, guter Fit:  $.10$ , sehr guter Fit:  $< .05$ ). Ergänzend wird  $\chi^2/df$  mitgeteilt. Komparativer Fit-Index: Normed Fit Index (NFI, guter Fit:  $> .90$ ). Vergleiche mit dem neun Faktoren-Ausgangsmodell wurden anhand des Parsimony Normed Fit Index (PNFI) bewertet und bei geschichteten Alternativmodellen mittels Chi-Quadrat Difference Test (CDT;  $\chi^2_{\text{dif}}$ ) auf signifikante Veränderungen getestet. Positive CDT-Werte zeigen eine Verschlechterung des Modellfits gegenüber dem Vergleichsmodell an.

**Tabelle 3.** Statistische Kennwerte des EBF-KJ: Interne Konsistenz ( $\alpha$ ), Standardfehler des Skalenmittelwertes ( $SE$ ), Standardabweichung der Skalenrohwerte ( $SD$ ), Range der Itemschwierigkeiten ( $M$ ), der Trennschärfen und der Faktorladungen (CFA) der EBF-KJ Items sowie Retest-Reliabilität ( $r_{tt}$ )<sup>1</sup>

Stichprobe		Schule						Klinik	
Skala		$\alpha$	$SE$	$SD$	Schwierigkeit ( $M$ )	Trennschärfe	CFA-Ladung	$\alpha$	$r_{tt}$ <sup>1</sup>
1. Kohäsion	M	.81	.029	0.80	2.3–3.5	.52–.70	.64–.73	.84	.75
	V	.83	.035	0.96	1.8–3.0	.54–.68	.63–.80	.87	.81
2. Identifikation	M	.82	.030	0.83	1.6–2.8	.58–.72	.66–.85	.80	.78
	V	.85	.034	0.93	1.7–2.6	.61–.77	.72–.86	.85	.90
3. Autonomie	M	.72	.023	0.65	2.0–2.9	.51–.58	.59–.67	.76	.78
	V	.78	.028	0.76	2.1–2.8	.54–.62	.66–.72	.81	.69
4. Konflikte	M	.81	.026	0.72	1.1–1.9	.55–.66	.64–.77	.84	.69
	V	.83	.029	0.79	1.0–2.0	.53–.77	.61–.81	.83	.65
5. Bestrafung	M	.57	.015	0.41	0.1–0.5	.34–.46	.57–.61	.73	.77
	V	.62	.017	0.47	0.1–0.5	.38–.58	.45–.75	.74	.91
6. Ablehnung	M	.84	.014	0.40	0.1–0.8	.59–.79	.67–.88	.87	.78
	V	.82	.018	0.48	0.1–0.2	.51–.79	.53–.90	.90	.81
7. Emotionale Vereinnahmung	M	.80	.026	0.74	1.0–1.1	.55–.67	.67–.75	.78	.84
	V	.82	.023	0.64	0.4–0.7	.57–.70	.61–.81	.78	.81
8. Überprotektion	M	.81	.033	0.93	1.7–2.4	.49–.74	.57–.88	.80	.69
	V	.87	.038	1.02	1.4–2.1	.56–.80	.62–.90	.81	.69
9. Hilfe	M	.61	.022	0.61	0.8–1.6	.33–.46	.53–.62	.70	.70
	V	.63	.023	0.64	0.6–1.0	.36–.45	.49–.62	.68	.72
Gesamtindex		.75	.363	10	50	–.03–.52		.77	.84

Anmerkungen: <sup>1</sup>  $r_{tt}$  Klinikstichprobe ( $n = M: 46/V: 37$ ); Mittleres Retest-Intervall: 7.2 Wochen (Range: 5 bis 155 Tage).

Unterschiede in den EBF-KJ Skalen durch allgemeine Einflussfaktoren wurden mittels multivariater Varianzanalyse mit einem Messwiederholungsfaktor (Mutter-/Vaterskalen, MANOVA, Hotellings-Spur) überprüft. Mittelwerte von Korrelations- und Reliabilitätskoeffizienten wurden auf Basis einer z-Transformation ermittelt. Vergleiche zwischen Pearson Korrelationen wurden mit dem Fishers z-Test auf Signifikanz getestet. Aufgrund der Größe der Untersuchungsgruppe wurden neben dem Signifikanzkriterium auch eine mindestens mittlere Effektstärke gefordert ( $\eta^2 \geq .06$ ;  $r \geq .30$ ).

## Ergebnisse

**Faktorielle Struktur (H1).** Das theoretisch postulierte 9-Faktoren-Modell wurde mittels konfirmatorischer Faktorenanalysen (CFA) unter Einbeziehung aller 36 Items überprüft (Berliner Schüler). Das 9-Faktoren-Modell des

EBF-KJ wies unter der Annahme, dass die Faktoren interkorrelieren, insgesamt einen guten Fit auf (Tabelle 4; H1.a). Die Faktorladungen der verwendeten Items waren ausreichend homogen und lagen mit Ausnahme der Skalen Bestrafung und Hilfe fast durchgängig über .60 (Tabelle 3). Der Ausschluss der Faktoren Hilfe und Bestrafung erbrachte jedoch keine Verbesserung gegenüber dem vollständigen Modell (Kriterium: *PNFI*).

Das 9-Faktoren-Modell wurde weiterhin gegen verschiedene Alternativmodelle mit anderen plausiblen Faktorenlösungen bei gleicher Itemzahl geprüft (H1.b). Von besonderem theoretischem Interesse war hierbei, ob eine zum FEE analoge Faktorenstruktur eine günstigere Lösung darstellt. Hierzu wurden die EBF-KJ Skalen Strafe und Ablehnung zusammengefasst (= FEE: Ablehnung und Strafe) sowie die Skalen Autonomie und Überprotektion (= FEE: Kontrolle und Überbehütung). Die anderen Skalen blieben unverändert (EBF-KJ Kohäsion = FEE: Emotionale Wärme). Im Vergleich zum 9-Faktoren-Aus-



gangsmodell wies das FEE-Modell einen signifikant ungünstigeren Modell-Fit (CDT) und niedrigeren PNFI auf (Tabelle 4). Auch alle anderen getesteten Alternativmodelle waren signifikant schwächer als das 9-Faktoren-Modell des EBF-KJ.

**Item- und Skalenkennwerte des EBF-KJ (H2.a).** Die Gesamtschwierigkeit des Fragebogens lag mit Werten von 1.6 (Mutter) bzw. 1.4 (Vater) etwas unterhalb der Skalenmitte von 2.0 (Tabelle 3). In den stärker klinisch ausgerichteten Bereichen war die Schwierigkeit der Items wie in der Vorgängerversion (Titze et al., 2005) teilweise extrem (Ablehnung, Bestrafung und emotionale Vereinnahmung). Die extreme Schwierigkeit dieser Bereiche sollte allerdings dann keine Probleme aufwerfen, wenn die Trennschärfe der betroffenen Items zufriedenstellend ist. Die entsprechenden Analysen ergaben für fast alle Items, auch die der schwierigen Skalen, gute Trennschärfen von  $> .50$ . Lediglich die Items der Skalen Hilfe und Bestrafung erzielten teilweise mittelmäßige Trennschärfen zwischen .33 und .58 (Tabelle 3).

**Reliabilität (H2.a).** Die internen Konsistenzen (Cronbachs Alpha) der Ressourcenskalen variierten in der Schulstichprobe für beide Eltern zwischen .72 und .85, für die Risikoskalen lagen die entsprechenden Werte zwischen .80 und .87 (Tabelle 3). Der Mittelwert der internen Konsistenzen betrug in Schul- bzw. Klinikgruppe: .81 bzw. .82 (ohne Zusatzskala Hilfe). Für die Skalen Bestrafung und Hilfe ergaben sich in der Schulstichprobe interne Konsistenzen von deutlich unter .70; in der Klinikstichprobe lagen die Werte hingegen um .70 (Tabelle 3). Zur Abschätzung der Reliabilität wurde ergänzend die Retest-Reliabilität herangezogen (H2.b). Die Retest-Koeffizienten von .77/.91 (Mutter/Vater) belegten eine ausreichende zeitliche Stabilität der Aussagen zu Bestrafungen durch die Eltern im untersuchten Zeitraum. Der EBF-KJ Gesamtindex, der als Risikoindex konzipiert war (H2.b), wies einen hohen Retest-Koeffizienten auf (.84) bei geringerer aber akzeptabler interner Konsistenz von .75/.77 (Schul-/Klinikstichprobe). Die Retest-Koeffizienten der übrigen Skalen lagen zwischen .65 und .91.

**Kontrollvariablen (K1-5).** Die Überprüfung des Einflusses der Kontrollvariablen auf die EBF-KJ Skalen erfolgte anhand einer multivariaten Varianzanalyse (MANOVA)

mit zwei Zwischensubjekt-Faktoren (Geschlecht des Kindes und Schultyp [Berliner Stichprobe: Realschule, Gesamtschule, Gymnasium]) und einem Messwiederholungsfaktor (Geschlecht der Eltern). Für diese Analyse der Geschlechtseffekte wurden die Rohwerte der EBF-KJ Skalen als abhängige Variablen verwendet, sonst die um den Geschlechtseffekt bereinigten T-Werte. Der Effekt des EBF-KJ Gesamtindex wurde in einer analog durchgeführten ANOVA (ohne Messwiederholungsfaktor Eltern-geschlecht) überprüft. Tabelle 5 zeigt die Mittelwerte und Standardabweichungen der Zwischen-Subjekt-Faktoren sowie die Ergebnisse der anschließenden ANOVAs. Die Zusammenhänge mit dem Alter der Kinder und den Antworttendenzen im Sinne der sozialen Erwünschtheit, AFS-SE, wurden durch Korrelationsanalysen überprüft (Tabelle 7).

Die Antworten der Mädchen und Jungen unterschieden sich multivariat signifikant ( $F = 10.03$ ,  $df = 9$ ;  $df_{\text{Fehler}} = 570$ ,  $p = .00$ ,  $\text{Part. } \eta^2 = .14$ ), auch Väter und Mütter wurden signifikant unterschiedlich beurteilt ( $F = 63.78$ ,  $df = 9$ ;  $df_{\text{Fehler}} = 570$ ,  $p = .00$ ,  $\text{Part. } \eta^2 = .50$ ). Mädchen berichteten über etwas mehr Kohäsion, Konflikte und Hilfe für die Eltern als Jungen (K1, Tabelle 5). Mütter wurden in den Bereichen emotionale Vereinnahmung, Hilfe, Kohäsion und Überprotektion signifikant höher bewertet als Väter (K2). Eine multivariat signifikante Interaktion zwischen dem Geschlecht der Eltern und dem der Kinder ( $F = 8.26$ ,  $df = 9$ ;  $df_{\text{Fehler}} = 570$ ,  $p = .00$ ,  $\text{Part. } \eta^2 = .11$ ) war fast ausschließlich auf die Skala Identifikation zurück zu führen: Jungen identifizierten sich erwartungsgemäß häufiger mit ihren Vätern und Mädchen häufiger mit ihren Müttern. Der Schultyp war ebenfalls bedeutsam für die Elternrepräsentation, jedoch in geringerem Maße als das Geschlecht der Jugendlichen (K3,  $F = 5.53$ ,  $df = 18$ ,  $df_{\text{Fehler}} = 1142$ ,  $p = .00$ ,  $\text{Part. } \eta^2 = .08$ ). Die Gymnasiasten und Gesamtschüler beschrieben die Beziehung zu den Eltern im Vergleich zu den Realschülern etwas positiver mit mehr Autonomie und Kohäsion und die Gymnasiasten berichteten die geringste elterliche Überprotektion.

Das Alter hatte insgesamt einen geringen Einfluss auf die Elternrepräsentation (K4). Fast alle Korrelationen lagen unter einem Betrag von .18. Lediglich die Korrelationen zwischen der Skala Konflikte und dem Alter der Jugendlichen erreichten mit  $r = .28$  für Mutter und Vater

**Tabelle 4.** Konfirmatorische Faktorenanalyse getrennt für Mutter- (m) und Vaterskalen (v) sowie Vergleich des EBF-KJ 9 Faktorenmodells mit der FEE Faktorenstruktur mittels Chi-Quadrat Difference Test (CDT;  $\chi^2_{\text{dif}}$ )

Model	Variante	df	$\chi^2$	SRMR	RMSEA	NFI	PNFI	CDT	
								$\chi^2_{\text{dif}}$	df
9 Faktoren EBF-KJ	M	558	1916	.065	.061	.92	.82		
	V		2002	.068	.065	.92	.81		
7 Faktoren mit FEE Nachbildung	M	573	3554	.095	.090	.87	.80	-1551**	15
	V		4575	.110	.110	.84	.76	-1061**	

Anmerkungen: FEE Nachbildung: EBF-KJ: Strafe + Ablehnung ~ FEE: Ablehnung und Strafe; EBF-KJ: Überprotektion + Autonomie ~ FEE: Kontrolle und Überbehütung); \*\*  $p < .01$  (2-seitig).

Tabelle 5. Mittelwerte (*M*) und Standardabweichungen (*SD*) in den EBF-KJ-Skalen<sup>1</sup> nach den Kontrollvariablen Geschlecht und Schultyp des Kindes sowie univariate Tests für diese Faktoren (ANOVA)

Stichprobe <sup>2</sup> :	Geschlecht des Kindes				Schultyp				ANOVA				
	männlich ( <i>n</i> = 270)		weiblich ( <i>n</i> = 358)		Realschüler ( <i>n</i> = 291)		Gesamtschüler ( <i>n</i> = 219)		Gymnasiasten ( <i>n</i> = 118)		Faktor 1 Geschlecht	Faktor 2 Schultyp	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>p</i>	<i>Eta</i> <sup>2</sup>	
EBF-KJ													
Kohäsion	48	7.7	51	9.0	48	8.6	51	8.4	52	8.0	.00	.03	.00
Identifikation	50	7.9	50	8.7	49	8.9	50	8.2	51	6.6	.37	.00	.03
Autonomie	50	8.4	50	8.9	48	8.9	52	8.1	52	7.9	.84	.00	.00
Konflikte	49	8.3	52	8.1	50	8.6	51	8.1	49	7.9	.00	.02	.04
Strafe	51	7.1	51	7.4	51	7.7	51	7.1	50	6.5	.42	.00	.10
Ablehnung	50	5.4	51	6.4	51	6.5	50	5.8	50	4.8	.14	.00	.01
Emot. Vereinn.	50	8.0	51	8.2	50	8.3	50	7.8	51	8.2	.42	.00	.33
Überprotektion	49	8.5	51	8.7	52	8.9	49	8.3	47	7.8	.03	.01	.00
Hilfe	51	7.9	49	8.4	50	8.6	50	8.0	49	8.0	.00	.02	.62

Anmerkungen: <sup>1</sup> Die statistische Überprüfung (MANOVA, ANOVA) erfolgte mit den Rohwerten. Aus Gründen der Vergleichbarkeit werden hier T-Werte dargestellt, die jedoch im Unterschied zu den sonst verwendeten T-Werten nicht nach Geschlecht normiert wurden. Die Werte für Mutter und Vater wurden durch Mittelwertbildung zusammengefasst. <sup>2</sup> Stichprobe Berlin, ohne Grundschüler. Korrigiertes *Eta*<sup>2</sup> (*Eta*<sup>2</sup>).

substanzielle Werte. Die Skala Soziale Erwünschtheit (AFS-SE) korrelierte in der Schulstichprobe nur mit zwei der neun EBF-KJ Skalen (Identifikation und Konflikte) mit einem Betrag von über .20 (K5, Tabelle 7). Auch wies der EBF-KJ Gesamtscore lediglich einen niedrigen Zusammenhang mit der Antworttendenz im Sinne der sozialen Erwünschtheit auf ( $r = .20$ ).

*Vorläufige Normierung.* Im Hinblick auf eine ausreichende Zellenbesetzung für eine Normierung und unter Berücksichtigung der Effektstärken, die mit Ausnahme des Geschlechts der Eltern und der Kinder unter 10 % lagen, schien es angemessen, lediglich nach den beiden stärksten Faktoren Geschlecht der Eltern und Geschlecht der Kinder zu normieren. Auf eine Kontrolle des Alters und der Antworttendenzen im Sinne der sozialen Erwünschtheit wurde aufgrund der geringeren Effektgrößen bei den nachfolgenden Analysen verzichtet, ebenso wie auf eine zusätzliche Normierung nach Schultyp, die zudem die Genauigkeit der Normierung erheblich reduziert hätte. Die folgenden Ergebnisse basieren daher auf den nach Geschlecht der Kinder und der Eltern normierten T-Werten.

*Interkorrelation der EBF-KJ Konstrukte (H3).* Die auf positive Beziehungsaspekte ausgerichteten EBF-KJ Ressourcenskalen korrelierten erwartungsgemäß negativ und hoch signifikant mit den eindeutig negativ formulierten EBF-KJ Risikoskalen Konflikte, Bestrafung und Ablehnung (H3.a, Tabelle 6). Fraglich war jedoch, ob die Risikoskalen Überprotektion und emotionale Vereinnahmung entsprechend der theoretischen Annahme mit emotionaler Nähe (Kohäsion) einher gehen (H3.b). Signifikante Korrelationen bestätigen diese Annahme sowohl für die Vater- als auch die Mutterversion beider Skalen. Überprotektion korrelierte zudem negativ mit Autonomie (H3.c), jedoch erreichte nur die Korrelation der Mutterskalen das Signifikanzkriterium. Die Interkorrelationen der Skalen lagen überwiegend unter .70 (H3.d), lediglich zwischen Kohäsion und Identifikation lagen deutliche inhaltliche Überschneidung vor ( $r = .62/.65$  für Mutter/Vater; CFA .74/.81). Die geschätzten Korrelationen der CFA lagen insgesamt etwas höher als die Pearson Korrelationskoeffizienten, bestätigten aber durchgängig die gefundenen Zusammenhangsmuster.

*Konvergenz mit dem FEE (H4).* Die inhaltlich ähnlichen Skalen von EBF-KJ und FEE wiesen hoch signifikante Zusammenhänge auf, die deskriptiv in jedem Fall enger waren als die zwischen den nicht korrespondierenden EBF-KJ Skalen (H4, Tabelle 7). Es wurde mittels Fishers Z-Test überprüft, ob der Abstand der Korrelationen zwischen den korrespondierenden und nicht-korrespondierenden Skalen signifikant ist. Dies konnte für die EBF-KJ Skalen Kohäsion, Autonomie und Strafe bestätigt werden. Mit dem FEE Faktor Ablehnung und Bestrafung korrelierte jedoch außerdem die EBF-KJ Skala Konflikte ähnlich hoch wie die inhaltlich zugeordnete Skala Ablehnung (.52 vs. .53). Mit der FEE Skala Kontrolle und Überbehütung korrelierten weiterhin die EBF-KJ Skalen Strafe (.35), Ablehnung (.33) und Konflikte (.30) ähnlich hoch wie die EBF-KJ Skala Überprotektion (.42).

Tabelle 6. Skaleninterkorrelationen (Pearson) der normierten EBF-KJ Skalen (in Klammern: geschätzte Korrelationen der CFA)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	M-V
(1) Kohäsion		.63** (.81)	.33** (.55)	-.36** (-.45)	-.33** (-.48)	-.39** (-.59)	.25** (.30)	.11** (.21)	-.11** (-.18)	.57**
(2) Identifikation	.62** (.74)		.25** (.39)	-.49** (-.54)	-.32** (-.41)	-.39** (-.44)	.22** (.25)	.04 (.10)	-.13** (-.17)	.40**
(3) Autonomie	.32** (.52)	.34** (.45)		-.30** (-.47)	-.33** (-.61)	-.28** (-.52)	.10* (.14)	-.14** (-.15)	-.18** (-.19)	.52**
(4) Konflikte	-.31** (-.42)	-.41** (-.46)	-.41** (-.59)		.48** (.66)	.43** (.54)	.04 (.06)	.13** (.11)	.30** (.45)	.40**
(5) Bestrafung	-.30** (-.50)	-.28** (-.38)	-.42** (-.66)	.57** (.79)		.48** (.69)	-.01 (.05)	.14** (.16)	.25** (.49)	.52**
(6) Ablehnung	-.47** (-.61)	-.37** (-.44)	-.31** (-.46)	.39** (.41)	.39** (.46)		.01 (-.02)	.07 (-.06)	.25** (.30)	.32**
(7) Emotionale Vereinnahmung	.23** (.21)	.21** (.14)	.10* (.11)	-.06 (-.07)	-.06 (-.04)	-.12** (-.13)		.26** (.26)	.39** (.56)	.47**
(8) Überprotektion	.26** (.35)	.20** (.22)	-.04 (-.02)	.05 (.02)	.07 (-.02)	-.21** (-.27)	.23** (.27)		.22** (.26)	.55**
(9) Hilfe	.06 (.02)	.05 (.06)	-.06 (-.07)	.24** (.28)	.24** (.33)	.07 (.03)	.45** (.59)	.64** (.26)		.46**

Anmerkungen: Mutterskalen: obere Hälfte; Vaterskalen: untere Hälfte; M-V: Korrelation zwischen Vater und Mutterskalen, \*\*\*  $p < .05/.01$  (2-seitig).

*EBF-KJ und psychische Belastetheit (H5).* Alle EBF-KJ Skalen, auch Überprotektion und emotionale Vereinnahmung, wiesen signifikante Korrelationen mit der psychischen Belastetheit (YSR/CBCL) der Jugendlichen in der erwarteten Richtung auf (H5.a, c, d Tabelle 7). Die Korrelationskoeffizienten lagen in der Patientengruppe insgesamt etwas höher (z. B. YSR/CBCL Gesamt Score – EBF-KJ Gesamtindex, Patientengruppe =  $-.45$  vs. Schüler =  $-.40$ ), jedoch waren die Unterschiede durchgängig nicht signifikant (Fishers  $z$ -Test) und wurden daher nicht zusätzlich dargestellt. Die Risikoskalen korrelierten tendenziell enger mit den YSR/CBCL Skalen als die positiv formulierten Ressourcenskalen (YSR/CBCL Gesamtbelastetheit Schüler,  $M = .27$  vs.  $.16$ ,  $p = .061$ ). Weiterhin waren die Zusammenhänge zwischen externalisierenden Verhaltensauffälligkeiten der Jugendlichen und der Elternrepräsentation im Vergleich zur internalisierenden Belastetheit in der Schülerstichprobe deutlich enger (EBF-Gesamtindex,  $p = .007$ ), nicht jedoch in der Patientengruppe ( $-.36$  vs.  $-.36$ ,  $p = .50$ ). Der Gesamtindex des EBF-KJ korrelierte sowohl in der Schüler- als auch in der Patientengruppe deskriptiv höher mit psychischer Belastetheit als jede Subskala (H5.d). Dabei konnte ein linearer Trend auch im Vergleich zu anderen Kurvenanpassungen bestätigt werden. Die Abstände zwischen den Korrelationen des Gesamtindex und denen der anderen Skalen waren überwie-

gend signifikant ( $p < .05$ ) mit Ausnahme der Skalen Ablehnung und Konflikte, die in der Schülergruppe nur etwas niedrigere Zusammenhänge zur psychischen Belastetheit aufwiesen als der Gesamtindex. Es entsprach der Erwartung, dass hohe Indexwerte mit erhöhter psychischer Belastetheit der Jugendlichen einhergingen. Ergänzend wurde die Hypothese H5.b anhand einer zweifaktoriellen multivariaten Varianzanalyse mit Messwiederholung (MANOVA mit den beiden Zwischen-Subjekt-Faktoren a) YSR/CBCL (psychisch auffällige [= T-Wert  $\leq 63$  in mindestens einer der drei untersuchten Skalen] vs. nicht-auffällige Jugendliche) und b) Stichprobe (Schul- vs. Klinikerhebung) sowie dem Messwiederholungsfaktor c) Geschlecht der Eltern (Mutter – Vater) überprüft. Tabelle 8 zeigt die Mittelwerte und Standardabweichungen der Zwischen-Subjekt-Faktoren sowie die Ergebnisse der anschließenden ANOVAs. Erwartungsgemäß hatten Jugendliche, die aus ihrer Sicht (YSR) oder aus Sicht der Eltern (CBCL) psychisch belastet waren, signifikant negativere Ausprägungen in den EBF-KJ Skalen, und zwar weitgehend unabhängig davon, ob sie der Schüler- oder der Patientenstichprobe angehörten (Zwischen-Subjekt-Faktoren a) YSR/CBCL:  $F = 9.07$ ,  $p = .00$ ,  $Part. \eta^2 = .14$ ; b) Stichprobe:  $F = 1.99$ ,  $p = .04$ ,  $Part. \eta^2 = .03$ ; Innerhalb der Subjekte: c) Geschlecht der Eltern:  $F = 7.48$ ,  $p = .00$ ,  $Part. \eta^2 = .12$ ;  $df = 9$ ;  $df_{\text{Fehler}} = 507$ ).

**Tabelle 7.** Korrelationen (Pearson)<sup>1</sup> zwischen den EBF-KJ Skalen einerseits sowie den Skalen a) zur sozialen Erwünschtheit (AFS-SE), b) zum erinnerten elterlichen Erziehungsverhalten (FEE) und c) zur psychischen Belastetheit der Jugendlichen (YSR/CBCL) andererseits

EBF-KJ	AFS	FEE			YSR/CBCL		
	SE	EW	K&Ü	A&S	Ges.	Int.	Ext.
Kohäsion	.17**	.76** <sub>a</sub>	-.19**	-.39**	-.17**	-.10	-.21**
Identifikation	.24**	.56**	-.12	-.33**	-.14**	-.09	-.19**
Autonomie	.11**	.27**	-.40** <sub>a</sub>	-.37**	-.17**	-.10	-.18**
Konflikte	-.28**	-.41**	.30**	.52**	.33**	.24**	.36**
Strafe	-.11**	-.45**	.35**	.72** <sub>a</sub>	.24**	.14**	.27**
Ablehnung	-.12**	-.47**	.33**	.53** <sub>a</sub>	.37**	.28**	.38**
Emot. Vereinn.	.03	.11	-.03	-.11	.17**	.16**	.15**
Überprotektion	.08**	.12	.42** <sub>a</sub>	-.01	.23**	.16**	.25**
Hilfe	-.03	-.17**	.26**	.20**	.25**	.20**	.23**
Gesamtindex	-.20**	-.60**	.47**	.57**	.40**	.29**	.44**

Anmerkungen: <sup>1</sup> Schultichprobe. AFS: Soziale Erwünschtheit (SE); FEE: Emotionale Wärme (EW), Kontrolle und Überbehütung (K&Ü), Ablehnung und Strafe (A&S); YSR/CBCL: Gesamt-Belastetheit (Ges), Internalisierende Belastetheit (Int), Externalisierende Belastetheit (Ext); EBF-KJ: Emotionale Vereinnahmung (Emot. Vereinn); die EBF-KJ und die FEE Skalen für Mutter und Vater wurden durch Mittelwertbildung zusammengefasst, <sub>a</sub> inhaltlich zugeordnete FEE und EBF-KJ Skalen; \*\*<sup>a</sup>  $p < .05/.01$  (2-seitig).

**Tabelle 8.** Mittelwerte (*M*) und Standardabweichungen (*SD*) der EBF-KJ-Skalen<sup>1</sup> zwischen Jugendlichen mit normalen und auffällig erhöhten Werten im YSR/CBCL ( $T > 63$ ) und zwischen Patienten und Schülern sowie die univariaten Tests dieser Faktoren (ANOVA)

YSR/CBCL	Normal				Auffällig				ANOVA			
	Schüler ( <i>n</i> = 286)		Patienten ( <i>n</i> = 53)		Schüler ( <i>n</i> = 118)		Patienten ( <i>n</i> = 126)		Faktor 1 YSR/CBCL		Faktor 2 Stichprobe	
EBF-KJ	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>p</i>	Eta <sup>2</sup>	<i>p</i>	Eta <sup>2</sup>
Kohäsion	50	8.3	51	7.5	47	8.8	46	10.7	.00	.02	.87	.00
Identifikation	49	7.6	48	7.2	47	8.7	46	8.9	.42	.00	.00	.02
Autonomie	51	8.9	49	8.2	48	9.0	45	9.1	.00	.07	.23	.00
Konflikte	49	8.1	48	8.7	52	8.3	53	9.6	.00	.02	.25	.00
Strafe	50	6.9	49	6.8	53	7.3	54	8.6	.04	.01	.72	.00
Ablehnung	49	4.8	51	5.4	55	7.6	56	8.5	.00	.03	.01	.01
Emot. Vereinn.	49	7.7	48	8.1	51	8.1	49	8.7	.00	.02	.76	.00
Überprotektion	48	7.9	48	7.3	50	8.2	50	9.4	.00	.06	.86	.00
Hilfe	49	8.4	49	9.4	50	8.1	50	10.5	.73	.00	.79	.00
Gesamtindex	48	9.8	48	10.3	55	9.7	55	11.0	.00	.08	.86	.00

Anmerkungen: <sup>1</sup> Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden die Skalen T-Werte für Mutter und Vater durch Mittelwertbildung zusammengefasst. Korrigiertes Eta<sup>2</sup> (Eta<sup>2</sup>). Die Ergebnisse der multivariaten Analyse (MANOVA) sind im Text dargestellt.

## Diskussion

Die vorliegende Arbeit hat das Ziel, die theoretischen Grundlagen und zentrale Ergebnisse zu den teststatistischen Gütekriterien des EBF-KJ vorzustellen. Die *Durchführungs- und Auswertungsobjektivität* kann aufgrund einer standardisierten Instruktion und Auswertung vorausgesetzt werden.

Der insgesamt gute Fit des vollständigen 9-Faktoren-Modells der konfirmatorischen Faktorenanalysen bestätigte die faktorielle Validität des EBF-KJ auch im Vergleich zu weniger differenzierten Faktorenstrukturen, wie der des FEEs.

Die Items wiesen trotz teilweise erheblicher Schwierigkeit eine gute Trennschärfe auf. Die internen Konsisten-



zen der Risiko- und Ressourcenskalen können nach den Kriterien von Cicchetti (1994) insgesamt als gut bezeichnet werden. Die aus lediglich drei Items bestehende Skala Bestrafung wies zwar in der Schulstichprobe eine niedrige, in der Klinikstichprobe jedoch eine akzeptable interne Konsistenz und eine hohe *Retest-Reliabilität* auf. Auch die übrigen Retest-Reliabilitäten bestätigten die theoretisch postulierte Stabilität der Elternrepräsentationen, wobei die untersuchte klinische Stichprobe klein war. Lediglich der Bereich Hilfe für die Eltern erwies sich sowohl hinsichtlich der internen Konsistenz als auch der Retest-Reliabilität als unzureichend verlässlich und wurde daher und aufgrund seiner ungeklärten Risikowirkung von der Berechnung des Gesamt-Indexwertes ausgeschlossen.

Die Skaleninterkorrelationen des EBF-KJ sprechen insgesamt für eine noch ausreichende Unabhängigkeit der Skalen und bestätigen die postulierten inhaltlichen Beziehungen zwischen den Konstrukten. Von besonderem Interesse für die Konstruktvalidität war, dass die beiden Skalen Überprotektion und emotionale Vereinnahmung einerseits mit höheren Werten in der Kohäsion einhergingen und sie andererseits, quasi entgegen dieser Wirkrichtung, auch erhöhte psychische Belastetheit indizierten. Ähnliche Beziehungen fanden auch Barber et al. (1994) zwischen Akzeptanz (Kohäsion), psychischer Kontrolle (Überprotektion) und externalisierenden Problemen der Jugendlichen. Wichtig für die Konstruktvalidierung der neuen Skala emotionale Vereinnahmung war zudem der positive Zusammenhang zur Autonomie. Eltern, die ihren Jugendlichen viel Selbstständigkeit und eigene Entscheidungsfreiheiten einräumen, tendieren demnach auch dazu, sie stärker an den eigenen Sorgen und Nöten teilhaben zu lassen. Solche Zusammenhänge passen in das stereotype Bild einer egalitären Eltern-Kind Beziehung. Bei starker Ausprägung werden sie mit diffusen Generationsgrenzen oder Parentifizierung in Verbindung gebracht (Boszormenyi-Nagy, 1965; Minuchin, 1977).

Der Aufbau des EBF-KJ orientiert sich teilweise an bewährten Konstrukten, wie Kohäsion, Ablehnung, Strafe und psychischer Kontrolle. Sie werden z.B. auch im international etablierten EMBU (Arrindell et al., 1994) bei Erwachsenen erfasst. In diesen Bereichen wies der EBF-KJ hohe Zusammenhänge mit den inhaltlich korrespondierenden Skalen Emotionale Wärme sowie Kontrolle und Überbehütung des deutschen EMBU (FEE) auf, die als Beleg für die Konstruktvalidität gelten können. Zwischen der FEE Skala Kontrolle und Überbehütung und den EBF-KJ Skalen Autonomie bzw. Überprotektion waren die Konkordanz etwas geringer. Dennoch bildete sich die konzeptuelle Verwandtschaft der Konstrukte in den Korrelationsmustern deutlich ab.

Hinsichtlich der klinischen Ausrichtung des EBF-KJ zeigte sich bei Schülern und Patienten gleichermaßen, dass die Elternrepräsentation bei psychischer Belastetheit deutlich negativer war als bei unbelasteten Jugendlichen. Dabei wies jede einzelne EBF-KJ Skala bedeutsame Zusammenhänge zur psychischen Belastetheit der Jugendlichen auf. In Übereinstimmung mit Barber, Olsen und

Shagle (1994) waren die negativ ausgerichteten Risikoskalen bedeutsamer als die positiv formulierten Ressourcenskalen. Ebenfalls in Übereinstimmung mit anderen Befunden waren bei den Schülern die Zusammenhänge zu externalisierenden Verhaltensauffälligkeiten enger als zu internalisierenden Problemen (Barber, Olsen & Shagle, 1994; Mathijssen et al., 1998; Reitzle et al., 2001), nicht jedoch bei den Patienten. Weitere Analysen müssen zeigen, ob positive Aspekte in der Elternbeziehung die Auswirkung von Belastungen im Sinne von Schutzfaktoren abpuffern und welche Bedeutung sie für positive psychische Entwicklungsvariablen wie Coping und Selbstkonzept haben (Reitzle et al., 2001). In den verbreiteten Verfahren zur Eltern-Kind Beziehungen wurde bisher kein Gesamtindex angeboten, der die Beziehungsqualität ergänzend zu den differenziellen Aussagen einzelner Skalen zusammenfassend beurteilt. Der EBF-KJ stellt erstmals unter Bezug auf ein kumulatives Risikomodell (z. B. Mathijssen et al., 1998) einen Gesamtindex zur Einschätzung von Belastungen in der Eltern-Kind Beziehung zur Verfügung. Die vorliegenden Analysen bestätigten, dass dieser Gesamtindex deskriptiv höhere Zusammenhänge zu der Symptombelastung aufwies als jedes Einzelrisiko für sich genommen; der Abstand zu den meisten Skalen war zudem signifikant. Für die abschließende Bewertung der Nützlichkeit stehen noch Befunde zu weiteren Entwicklungsvariablen, die von der Eltern-Kind Beziehung beeinflusst werden, aus. Eine Gewichtung der einzelnen Skalen könnte außerdem die prädiktive Aussagekraft verbessern. Die untersuchten Kontrollvariablen Geschlecht der Jugendlichen und der Elternteile sowie der Schultyp waren für die Elternrepräsentation bedeutsam. Die Ergebnisse stimmen mit einer Reihe anderer Befunde überein (z. B. Fend, 2001; Reitzle et al., 2001; Schumacher et al., 2000; Seiffge-Krenke, 1997; Steinberg & Morris, 2001; Titze et al., 2005), jedoch ist für eine genauere Analyse und Diskussion eine weitere Arbeit notwendig. Im Hinblick auf die Validität der Auskünfte im EBF-KJ ist weiterhin bemerkenswert, dass die Jugendlichen offenbar in nur geringem Maß im Sinne der sozialen Erwünschtheit antworteten, obwohl die Items sehr persönliche und zum Teil auch sehr negative Beziehungsaspekte erfragen. Wie bei anderen Selbstberichtfragebögen auch können jedoch verschiedene andere unbewusste Einflüsse, z. B. der Bindungsrepräsentation (etwa unbewusste Idealisierung), oder gewollte Antwortverzerrung durch den EBF-KJ nicht direkt erfasst werden.

Derzeit bestehen noch *Beschränkungen* in der Entwicklung des EBF-KJ. Die Verteilung der Schüler auf die verschiedenen Schultypen ist nicht repräsentativ. Der bisherigen Normierungsstichprobe fehlen Daten von Hauptschülern und Lehrlingen sowie aus ländlichen Regionen. Daher sind die bisherigen Normwerte vermutlich etwas positiver, als dies bei einer repräsentativen Stichprobe zu erwarten ist. Weiterhin lassen die vorliegenden querschnittlichen Daten keine kausalen Interpretationen zur psychischen Belastetheit der Jugendlichen zu. In diesem Zusammenhang ist es ebenfalls notwendig, die Spezifität von Elternrepräsentationen im Hinblick auf psychische Störungsbilder genauer zu untersuchen (Cierpka, 1989). Auch bleibt zu prüfen, ob die EBF-KJ Skalen ausreichend

sensitiv gegenüber bedeutsamen Veränderungen, beispielsweise aufgrund therapeutischer Interventionen oder Veränderungen in der Familie sind

Im Vergleich mit ähnlichen internationalen Verfahren wie der deutschsprachigen Version des EMBU (Schumacher et al., 2000) oder dem PBI (Parker et al., 1979), aber auch dem ZKE (Reitzle et al., 2001) ermöglicht der EBF-KJ einen detaillierteren Blick auf die Beziehung des Jugendlichen zu Mutter und Vater bei etwa gleichem Umfang. Der Gesamtindex zur Beziehungsqualität bietet zudem erstmals eine zusammenfassende Bewertung der Eltern-Kind-Beziehung. Die Kombination von bewährten und neuen, in der vorliegenden Form bisher nicht operationalisierten Beziehungskonstrukten (z. B. Identifikation und emotionale Grenzüberschreitung) dürfte sowohl für klinische und wissenschaftliche Fragestellungen interessant sein, zumal die EBF-KJ Skalen trotz der geringen Itemzahl pro Skala insgesamt eine gute Reliabilität aufweisen. Inzwischen stützen verschiedene Forschungsergebnisse die Validität der verwendeten Konstrukte (Titze et al., 2001; Titze et al., 2005).

## Literatur

- Ainsworth, M. D. S. (1993). Attachment as related to mother-infant interaction. In C. Rovée-Collier & L. P. Lipsitt (Eds.), *Advances in infant research* (pp. 1–50). New York: Ablex.
- Arrindell, W. A., Perris, C., Eisemann, M., van der Ende, J., Gazner, P., Iwawaki, S. et al. (1994). Parental rearing behavior from a cross-cultural perspective: A summary of data obtained in 14 nations. In C. Perris, W. A. Arrindell & M. Eisemann (Eds.), *Parenting and psychopathology* (pp. 145–171). New York: Wiley.
- Barber, B. K., Olsen, J. E. & Shagle, S. C. (1994). Associations between parental psychological and behavioral control and youth internalized and externalized behaviors. *Child Development*, 65, 1120–1136.
- Baumrind, D. (1991). Parenting styles and adolescent development. In R. M. Lerner, A. C. Petersen & J. Brooks-Gunn (Eds.), *Encyclopedia of adolescence* New York: Garland Publisher.
- Beavers, W. R. & Hampson, R. B. (2000). The Beavers Systems Model of Family Functioning. *Journal of Family Therapy*, 22, 128–143.
- Bortz, J. & Döring, N. (1995). *Forschungsmethoden und Evaluation*. Berlin: Springer.
- Boszormenyi-Nagy, I. (1965). Eine Theorie der Beziehung. Erfahrung und Transaktion. In I. Boszormenyi-Nagy & J. L. Framo (Hrsg.), *Familientherapie Bd. 1* (S. 51 ff.). Hamburg: Rowohlt.
- Bretherton, I. (1999). Internal working models in attachment relationships: A construct revisited. In J. Cassidy & P. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical applications* (pp. 89–111). New York: Guilford Press.
- Bühner, M. (2006). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion*. München: Pearson Education.
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284–290.
- Cierpka, M. (1989). Das Problem der Spezifität in der Familientheorie. *System-Familie*, 2, 197–216.
- Döpfner, M., Melchers, P., Fegert, J., Lehmkuhl, G., Lehmkuhl, U., Schmeck, K. et al. (1994). Deutschsprachige Konsensusversion der Child Behavior Checklist CBCL 4-18, der Teacher Report Form (TRF) und der Youth Self Report Form (YSR). *Kindheit und Entwicklung*, 3, 54–59.
- Döpfner, M., Plück, J. & Berner, W. (1994). *Elternfragebogen über das Verhalten von Kindern und Jugendlichen. Forschungsergebnisse zur deutschen Fassung der Child Behavior Checklist (CBCL/4-18)*. Handbuch. Köln: Arbeitsgruppe Kinder-, Jugend- und Familiendiagnostik (KJFD).
- Essau, C. A. & Petermann, U. (2000). Depression. In F. Petermann (Hrsg.), *Lehrbuch der klinischen Kinderpsychologie und -psychotherapie* (S. 291–325). Göttingen: Hogrefe.
- Fend, H. (2001). *Entwicklungspsychologie des Jugendalters*. Opladen: Leske & Budrich.
- Gehring, T. M. (1998). *Familiensystem-Test (FAST)*. Göttingen: Testzentrale.
- Gershoff, E. T. (2002). Punishment by parents and associated child behaviors and experiences: A meta-analytic and theoretical review. *Psychological Bulletin*, 128, 539–579.
- Graf, J. & Frank, R. (2001). Parentifizierung: Die Last, als Kind die eigenen Eltern zu bemuttern. In S. Walper & R. Pekrun (Hrsg.), *Familie und Entwicklung. Aktuelle Perspektiven der Familienpsychologie* (S. 314–341). Göttingen: Hogrefe.
- Gray, M. & Steinberg, L. (1999). Unpacking authoritative parenting: Reassessing a multidimensional construct. *Journal of Marriage and the Family*, 61, 574–587.
- Kelloway, E. K. (1998). *Using LISREL for structural equation modeling: A researcher's guide*. Thousand Oaks: Sage.
- Krohne, H. W. & Pulsack, A. (1990). *Das Erziehungsstil-Inventar*. Weinheim: Beltz-Test.
- Livianos-Aldana, L. & Rojo-Moreno, L. (2003). Construct validity of retrospective perception of parental relating scales: EMBU and PBI. *Personality and Individual Differences*, 35, 1707–1718.
- Mathijssen, J. J. P., Koot, H. M., Verhulst, F. C., De Bruyn, E. E. J. & Oud, J. H. L. (1998). The relationship between mutual family relations and child psychopathology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 39, 477–487.
- McCall, W. A. (1939). *Measurement*. New York: Macmillan.
- Minuchin, S. (1977). *Familie und Familientherapie. Theorie und Praxis struktureller Familientherapie*. Freiburg im Breisgau: Lambertus.
- Moos, R. & Moos, B. S. (1981). *Family Environment Scales and preliminary manual*. Paolo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Olson, D. H. (1989). *Circumplex-model—systematic assessment and treatment of families*. New York: Haworth.
- Parker, G., Tulping, H. & Brown, L. B. (1979). A parentel bounding instrument. *British Journal of Medical Psychology*, 52, 1–10.
- Perosa, L. M. & Perosa, S. L. (1990). Convergent and discriminant validity for family self-report measures. *Educational and Psychological Measurement*, 50, 855–868.
- Perris, C., Jacobsson, L., Lindström, H., von Knorring, L. & Perris, H. (1980). Development of a new inventory for assessing memories of parental rearing behavior. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 61, 265–274.
- Reitzle, M., Winkler Metzke, C. & Steinhausen, H.-C. (2001). Eltern und Kinder: Der Züricher Kurzfragebogen zum Erziehungsverhalten (ZKE). *Diagnostica*, 47, 196–207.
- Remtschmidt, H. & Mattejat, F. (1999). *Familien-Identifikations-Test (FIT)*. Göttingen: Hogrefe.
- Rohner, R. P. (2004). The Parental Acceptance-Rejection Syndrome. Universal Correlates of Perceived Rejection. *American Psychologist*, 59, 830–840.
- Rutter, M. & Quinton, D. (1977). Psychiatric disorder: Ecological factors and concepts of causation. In M. McGurk (Eds.), *Ecological factors in human development*. Amsterdam: North Holland.
- Schneewind, K. A. (1999). *Familienpsychologie*. Stuttgart: Kohlhammer.

- Schumacher, J., Eisemann, M. & Brähler, E. (2000). *Fragebogen zum erinnerten elterlichen Erziehungsverhalten [Handbuch]*. Göttingen: Hans Huber.
- Seiffge-Krenke, I. (1997). Wie verändern sich die familiären Beziehungen im Jugendalter? Diskrepanzen der Einschätzung von Jugendlichen und ihren Eltern. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie*, 29, 133–150.
- Steinberg, L. & Morris, A. S. (2001). Adolescent development. *Annual Review of Psychology*, 52, 83–110.
- Streiner, D. L. (2003). Being inconsistent about consistency: When coefficient alpha does and doesn't matter. *Journal of Personal Assessment*, 80, 217–222.
- Sturzbecher, D. & Freytag, R. (1999). Ein Vergleich elterlicher und kindlicher Einschätzungen der Eltern-Kind-Interaktion und ihres entwicklungsprognostischen Wertes. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie*, 31, 32–44.
- Titze, K. (2004). *Epilepsie der Mutter – ein Risiko? Intelligenz, Selbstkonzept und Elternbeziehung von heranwachsenden Kindern epilepsiekranker Frauen*. Hamburg: Dr Kovac.
- Titze, K., Koch, S., Lehmkuhl, U. & Rauh, H. (2001). Psychische und familiäre Belastungen bei Kindern von Müttern mit Epilepsie. *Kindheit und Entwicklung*, 10, 114–123.
- Titze, K. & Lehmkuhl, U. (2010). *Der Elternbildfragebogen für Kinder und Jugendliche (EBF-KJ)*. Göttingen: Hogrefe.
- Titze, K., Wollenweber, S., Nell, V. & Lehmkuhl, U. (2005). Elternbeziehung aus Sicht von Kindern, Jugendlichen und Klinikern. Entwicklung und klinische Validierung des Elternbild-Fragebogens (EBF-KJ). *Praxis der Kinderpsychologie und Kinderpsychiatrie*, 54, 126–143.
- Wieczerkowski, W., Nickel, H., Janowski, A., Fittkau, B. & Rauer, W. (1981). *Angstfragebogen für Schüler (AFS). Handanweisung für die Durchführung, Auswertung und Interpretation*. Braunschweig: Georg Westermann.

---

Dr. Karl Titze

---

Zentrum für Kinder- und Jugendpsychiatrie  
Universität Zürich  
Neumünsterallee 3  
8032 Zürich  
Schweiz  
E-Mail: karl-titze@web.de

---

Dr. Andreas Wiefel  
Daniel Führer und Prof. Dr. Ulrike Lehmkuhl

---

Klinik für Psychiatrie, Psychosomatik und Psychotherapie  
des Kindes- und Jugendalters  
Universitätsmedizin Berlin, Charité  
Campus Virchow-Klinikum  
Augustenburger Platz 1  
13353 Berlin